

徐 斌等: 清洁能源发展、二氧化碳减排与区域经济增长

清洁能源发展、二氧化碳减排与区域经济增长*

徐 斌 陈宇芳 沈小波

内容提要: 中国现在是世界上最大的石油进口国和二氧化碳排放国, 积极发展清洁能源对于保障能源安全、控制二氧化碳排放和实现绿色经济增长具有重要现实意义。而清洁能源发展对二氧化碳减排的作用到底有多大? 需要大量资金投入的清洁能源发展能否促进经济增长? 这是各级政府管理部门和相关学者关注的焦点。为了回答这两个关键问题, 本文基于中国 30 个省区市 1979—2016 年的真实数据和 2017—2030 年的预测数据构成的面板数据, 运用非参数可加回归模型深入探究清洁能源发展对区域经济增长和二氧化碳排放的线性和非线性影响。研究结果显示: 单纯从线性角度来看, 清洁能源发展没有起到显著减少二氧化碳排放和促进经济增长的作用。但是, 这并不代表清洁能源在不同发展阶段对二氧化碳减排和经济增长的积极影响也是有限的。非线性结果表明: 在不同发展阶段, 清洁能源发展对东中西三大区域二氧化碳排放和经济增长的影响差异明显。因此, 中央和各地方政府应该根据清洁能源在不同发展阶段发挥的不同作用、因时施策, 以充分发挥清洁能源发展在二氧化碳减排和经济增长中的促进作用。

关键词: 清洁能源 二氧化碳排放 经济增长 非参数可加回归模型

一、引言

工业革命以来, 工业经济快速增长成为世界经济持续增长的主要推动力。但是, 工业属于高耗能、高排放部门, 长期依靠工业经济推动经济增长必然消耗大量化石能源, 从而导致二氧化碳排放总量持续增加(邵帅等, 2017)。二氧化碳排放不断累积产生一系列环境问题, 例如全球气候变暖、海平面上升和极端恶劣天气频繁爆发等。因此, 二氧化碳减排已成为当前世界各国关注的重要议题。为了控制二氧化碳排放和保护生态环境, 国际社会先后签订了《联合国气候变化框架公约》(1992)、《京都议定书》(1997) 和《巴黎协定》(2016)。改革开放以来, 在工业化和城市化推动下, 中国实现了举世瞩目的经济增长奇迹, 1979—2016 年国内生产总值年均增长速度高达 15%。从 2010 年开始, 中国已经成为世界第二大经济体, 国内生产总值总量仅次于美国。然而, 长期以来中国经济具有明显的高投入、高消耗、低产出的粗放式增长特征。庞大的经济总量必然消耗大量化石能源(例如煤炭和石油), 从而导致大规模二氧化碳排放。中国已经分别于 2006 年和 2011 年成为世界最大的二氧化碳排放国和能源消费国。最新统计数据显示: 2016 年, 中国能源消费总量为 43.6 亿吨标准煤, 二氧化碳排放量史无前例地达到 102.1 亿吨。中国二氧化碳减排已经成为国际社会关注的焦点, 中国政府面临着越来越大的二氧化碳减排压力。

作为一个负责任的大国, 中国政府已经意识到大量二氧化碳排放产生的严重环境问题。为了解决能源供给与能源安全、经济增长与环境保护之间的矛盾, 第八届全国人民代表大会常务委员会第二十八次会议通过了《中华人民共和国能源法》(1997 年)。该法鼓励开发、利用清洁能源, 并将

* 徐斌, 江西财经大学统计学院, 邮政编码: 330013, 电子信箱: xubin9675@163.com; 陈宇芳, 厦门大学管理学院中国能源政策研究院博士研究生, 邮政编码: 330013, 电子信箱: cisepeyf@163.com; 沈小波(通讯作者), 厦门大学经济学院中国能源经济研究中心, 电子信箱: xshen@xmu.edu.cn。本文得到国家社科基金重点项目(17AZD013)和教育部重大项目(No. 10JBG013)的支持。作者感谢匿名审稿专家的建设性意见, 文责自负。

水电、核能、天然气、煤层气、风能、生物质能、太阳能、地热能 and 海洋能界定为清洁、低碳能源。煤层气是天然气的一种,因为煤层气和天然气的碳排放强度低,《能源法》将其界定为低碳能源。而从严格意义上,煤层气和天然气都属于传统化石能源。因此,我们将“清洁能源”界定为水电、核能、风能、生物质能、太阳能、地热能 and 海洋能等能源。清洁能源是一种不排放污染物的绿色能源,大力发展清洁能源不仅是保障能源安全、控制二氧化碳排放的重要措施,也对产业结构升级、实现绿色经济增长具有重大促进作用。鉴于清洁能源的重要作用,近年来中国政府制定了一系列促进清洁能源发展的政策和法规。统计显示,1997—2016年间,中央政府制定和颁发的清洁能源相关政策法规接近130项。受政策引导,中央和各地方政府积极扩大清洁能源建设投入,《中国财政年鉴》统计数据显示:清洁能源建设实际财政投入从2008年的81.5亿元快速增加到2016年的595.06亿元,年均增长幅度达到28.2%。^①政策的大力支持和大量财政资金的投入促进了清洁能源快速增长。从省份角度来看,1997—2016年间,四川、湖北和云南三省的清洁能源平均发电量远高于其他省份。主要原因是这三个省份蕴藏丰富的水电资源,为了满足能源需求,三省份依靠自身资源优势,建设了数量众多的水电站。统计数据显示:截至2017年底,四川、云南和湖北三省拥有的水电站数量分别为6635家、3054家和2410家。^②数量众多的水电站生产出大量水电能源,根据《中国能源统计年鉴》数据计算,1997—2016年四川、湖北和云南三省年均水电发电量分别为1073.42亿千瓦时、839.32亿千瓦时和767.90亿千瓦时。而北京、上海和天津三个直辖市的清洁能源产量平均规模排列全国所有省份最后,1997—2016年北京、上海和天津市的清洁能源平均产量分别仅为6.16亿千瓦时、4.77亿千瓦时和1.29亿千瓦时。这主要归因于以下两个原因:第一,三个直辖市处于东部经济发达地区,虽然拥有发展核能的技术人才和雄厚资金,但是考虑到核能安全,核电站建设往往选在这些城市周边其他省份的偏僻地区。因此,从核能产量角度来核算,三个直辖市没有核电产量。第二,三个城市位于江河下游或入海口、地势平缓,几乎没有开发水电的条件。总体来看,中西部地区省份的清洁能源产量规模远大于东部地区省份。例如,清洁能源产量排名前十位的省份,中西部省份占据八席,分别是四川、湖北、云南、广西、湖南、贵州、青海和甘肃。从区域角度来看,西部地区清洁能源平均产量明显大于中东部地区,1997—2016年,西部地区清洁能源年均产量为308.83亿千瓦时,中东部地区年均清洁能源产量则分别为209.84亿千瓦时和140.63亿千瓦时。^③主要原因是西部地区蕴藏丰富的太阳能、风能和水电资源,具备发展清洁能源的独特优势。

同时,中国疆域辽阔,各地区在产业结构、资源禀赋、科技水平和城市化水平等方面都存在显著差异。这导致东中西三大区域的经济增长和二氧化碳排放也存在明显差异。《中国统计年鉴》数据显示:1997—2016年,东部地区人均GDP为38370.4元,而中西部地区人均GDP分别仅为19348.7元和18314.5元。而且,长期以来我国主要依靠工业经济拉动经济增长,东中西部三大区域工业产出增加值占GDP平均比重分别达到43.7%、40.4%和41.8%。工业部门属于能源密集行业,规模巨大的工业经济必然消耗大量化石能源,从而导致大量二氧化碳排放。统计数据显示:1997—2016年,东中西三大区域平均每省二氧化碳排放量分别为3.48亿吨、2.68亿吨和1.83亿吨。综上所述可以看出,中国清洁能源发展、经济增长和二氧化碳排放均存在显著区域差异。因

① 因为从2009年开始,《中国财政年鉴》才单独列出中央和地方财政的可再生能源投资额,所以我们仅对2008—2016年中央和地方财政对可再生能源投入进行数据分析。

② 数据来源《四川省水电站名录2017最新版》、《云南省水电站名录2017年最新版》和《湖北省水电站名录2017年最新版》。

③ 根据国家统计局的划分标准,西部地区包括甘肃、宁夏、青海、新疆、陕西、四川、重庆、贵州、云南、内蒙古、广西和西藏,共12个省份;中部地区包括安徽、江西、河南、湖北、湖南、吉林、山西和黑龙江,共8个省份;东部地区包括江苏、浙江、山东、北京、上海、天津、广东、辽宁、海南、福建和河北,共11个省份。由于存在数据残缺问题,本文样本不包括西藏自治区。

此,从区域差异角度,深入研究清洁能源发展对区域经济增长和二氧化碳排放的影响具有重要现实意义。

二、文献综述

积极发展清洁能源不仅可以满足日益增长的能源需求、减少化石能源消费带来的大量二氧化碳排放,还可以优化经济结构、实现可持续经济增长。因此,越来越多的国内外学者关注清洁能源发展,并对其能否减少二氧化碳排放和促进经济增长进行了深入研究。

首先,清洁能源发展能否减少二氧化碳排放的研究。曹静(2009)提出政府可以通过实行一定程度的税收减免或财政补贴来减少清洁能源技术研发和生产企业的经济负担,从而达到促进清洁能源快速发展和减少化石能源消费产生二氧化碳排放的目的。鲁万波等(2013)运用LMDI分解法对1994—2008年中国二氧化碳排放增长进行分解,结果显示增加清洁能源消费可以优化能源结构,进而有利于控制二氧化碳排放。因此,他们建议各地区应该根据本地区拥有的清洁能源(风能、太阳能和水能等)优势,积极发展清洁能源,以降低对高污染煤炭的依赖、促进二氧化碳减排。国内其他学者也得到相似结论(彭水军和张文城,2013)。Dogan & Seker(2016)和Zoundi(2017)使用因果检验法研究发现,清洁能源与二氧化碳排放之间存在双向因果关系,积极发展清洁能源有利于减少二氧化碳排放。而Kahia et al.(2016)采用面板向量自回归模型考察清洁能源对24个中东和北非国家二氧化碳排放的影响,得到清洁能源对二氧化碳减排作用并不突出的结论。

其次,清洁能源发展是阻碍经济增长还是促进经济增长的研究。林伯强和李江龙(2014)使用动态递归方程研究中国清洁能源发展,指出长期来看发展清洁能源可以促进经济结构升级、实现经济可持续增长。张晓娣和刘学悦(2015)利用构建出的动态OLG-CGE模型研究发现:在短期内,发展清洁能源将抬高能源价格,从而抑制投资、消费和经济增长;长期来看,清洁能源发展推动节能减排技术进步和资本投入,从而带动经济增长。Inglesi-Lotz(2016)使用面板数据模型研究发现清洁能源发展有利于促进经济可持续增长。这一结论得到Bhattacharya et al.(2016)研究结果的印证。Koçak & Şarkgüneşi(2017)对黑海和巴尔干国家的清洁能源消费与经济增长之间关系进行检验,结果发现两者之间存在协整关系。而使用Granger检验和面板误差修正模型模拟结果显示经济增长与清洁能源之间还可能存在着双向的长短期因果关系(Kahia et al., 2017)。即使用同一模型考察不同国家清洁能源发展与经济增长之间关系,结果也差别明显(Destek & Aslan, 2017)。

现有文献为本文研究提供了有价值的参考和借鉴。综合现有文献,清洁能源发展能否促进二氧化碳减排和经济增长的研究还存在一定的改进空间。第一,现有文献大多假定经济变量之间关系是线性形式,而使用传统线性模型进行研究。事实上,经济现象是复杂易变的,这导致经济变量之间往往存在着大量非线性关系。Granger(1988)曾撰文指出“世界几乎是由非线性关系构成的”。忽视经济变量之间存在的大量非线性关系,而使用传统线性方法去研究清洁能源与二氧化碳排放和经济增长之间关系,必然导致估计结果误差较大,获得的研究结论难以有效解释经济现实,提出的政策建议实用性低。第二,现有文献大多从国家层面研究清洁能源发展对经济增长和二氧化碳排放的影响。中国领土幅员辽阔,而且由于历史和市场经济发展的原因,各地区在经济发展、产业结构、技术水平、能源消费和环境污染都存在显著差异。忽略这些客观存在的区域差异,只是从国家整体层面研究而获得的结论难以适用于不同地区发展清洁能源的工作需求。为弥补现有研究不足,本文从省域层面,使用新近发展的具有数据驱动特征的非参数可加回归模型(nonparametric additive regression model)细致考察清洁能源发展对区域经济增长和二氧化碳排放的影响。

三、清洁能源发展与二氧化碳排放和经济增长关系的理论框架

(一) 理论模型

经济现象是复杂易变的,这导致经济变量之间存在大量非线性关系。忽略经济变量之间存在的大量非线性关系,而采用线性模型和方法进行研究必然导致获得的结果存在较大误差。非参数回归模型属于数据驱动型模型,即变量之间关系形式完全由变量数据本身来决定。相比较传统线性模型,非参数回归模型具有以下几个优点:首先,非参数回归模型不需要事先知道经济变量之间的关系形式,因为非参数回归函数形式是不受约束的;其次,非参数回归模型具有强适应性和高稳健性的特点,回归模型的具体形式完全是由样本数据本身来决定;第三,对于非线性和非均质性问题,非参数回归模型具有更好的模拟结果。当然,非参数回归模型也有它的不足之处,例如估计过程收敛慢、小样本数据下估计结果非有效和数据的高维性问题。

可加模型不仅集合了非参数回归模型的数据驱动而非模型驱动的优点,而且也规避了非参数回归中维数过高容易产生的“维数灾难”问题。可加回归模型由 Stone(1985)提出,其形式如下:

$$Y_i = \sum_{j=1}^p f_j(x_{ij}) + \mu_i, \mu_i \sim iid(0, \sigma^2) \quad (1)$$

其中 $f_j(x_{ij})$ 是一元非参数函数,可以使用一元非参数回归方法来进行估计。随机误差项 μ_i 符合计量经济学经典假设,即 $E(\mu_i) = 0, \text{var}(\mu_i) = \sigma^2$ 以及与自变量相互独立。为了模型估计可行,假设 $E(f_j) = 0 (j=1, 2, \dots, p)$, 并且是平滑的。另外,可加回归模型也可以表示为模型(2)的形式:

$$E(Y_i | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip}) = \sum_{j=1}^p f_j(x_{ij}) \quad (2)$$

由模型(2)可以看出,可加回归模型是线性模型的一个改进和推广,只是每个解释变量使用一个更加一般化的函数形式 $f_j(x_{ij})$, 而不是传统线性模型 $\beta_j x_{ij}$ 的线性假定。为了给清洁能源发展对区域经济增长和二氧化碳排放的影响提供一个更加可视化的解释,同时也为了与现有的线性参数回归模型研究更好地衔接与比较,本文把线性部分加入到可加回归模型中,其具体形式如下:

$$E(Y_i | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ip}) = \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_j x_{ij} + \sum_{j=1}^p f_j(x_{ij}) \quad (3)$$

其中 α 和 β_j 属于线性回归参数,其他部分与模型(2)中相同。可加回归模型的估计方法包括很多种,目前应用最为广泛的是向后拟合算法(back-fitting algorithm)。鉴于文章篇幅限制,本文不再给出该方法具体内容,请参见 Buja et al. (1989)。

(二) 实证模型

1. 清洁能源发展对经济增长影响模型构建

已有的大量研究大多采用索洛增长模型来考察经济增长的影响因素。因此,本文以索洛增长模型为基础,同时借鉴林伯强和孙传旺(2011)的研究成果,将模型设定为:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta \quad (4)$$

其中, Y 代表产出水平, L 代表劳动投入, K 代表资本投入, α 代表资本投入对产出的贡献份额, β 表示劳动投入对产出的贡献份额,常数 A 代表技术进步, t 表示时间。另外,清洁能源发展不仅有利于优化能源消费结构,还有利于产业结构升级,从而促进经济绿色可持续增长。而且,现阶段中国仍处于城市化进程中,城市化不仅促进了大量农村剩余劳动力进城就业,还扩大了人力资本积累,以促进产出增加。因此,本文将清洁能源发展和城市化两个因素引入模型(4),构建出中国经济增长模型,其具体形式如下:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta CE_t^{\beta_1} URB_t^{\beta_2} \mu_t \quad (5)$$

其中, CE (clean energy) 表示清洁能源,用各省份历年能源总产量乘以清洁能源产量所占比重获得,用以衡量清洁能源规模(亿千瓦时)。 URB (urbanization) 表示城市化,用城镇人口占总人口的比率来度

量(百分比)。Y表示经济增长,本文使用人均国内生产总值来表示经济增长。由于本文是基于我国省级面板数据的实证分析,同时考虑模型变量表达的易读性,我们将模型(5)变为以下形式:

$$LGDP_{it} = C + \beta_1 LTEC_{it} + \beta_2 LCAP_{it} + \beta_3 LLAB_{it} + \beta_4 LCE_{it} + \beta_5 LURB_{it} + \mu_{it} \quad (6)$$

其中, C 表示常数项, μ 表示随机误差项, i 表示截面单位数。GDP表示经济增长, TEC表示技术进步, CAP表示资本积累, LAB表示劳动力投入, URB和CE与模型(5)相同。L表示对变量数据进行取对数处理,以消除可能存在的异方差问题。 β_j 是需要估计的参数。鉴于人为设定的线性参数模型容易产生模型设定误差问题,本文采用非参数可加回归模型拟合清洁能源发展对经济增长的影响。具体做法是基于模型(6)确定的模型变量,以模型(3)的理论形式为依据,构建出研究经济增长的非参数可加回归模型,其具体形式如下:

$$LGDP_{it} = C + \beta_1 LTEC_{it} + \beta_2 LCAP_{it} + \beta_3 LLAB_{it} + \beta_4 LCE_{it} + \beta_5 LURB_{it} + g_1(LTEC_{it}) + g_2(LCAP_{it}) + g_3(LLAB_{it}) + g_4(LCE_{it}) + g_5(LURB_{it}) + \mu_{it} \quad (7)$$

其中, $g_j(j=1, 2, \dots, 5)$ 表示需要估计的非参数函数。模型(7)等式右边前半部分是传统的参数(线性)部分;后半部分是需要估计的非参数函数(非线性部分),其函数形式没有先验地假设它的形式,完全由样本数据本身来决定变量之间的关系形式。非参数可加回归模型既可以通过线性部分来显示各自变量的参数估计值,又可以通过非参数函数部分显示自变量对因变量的非线性影响。

2. 清洁能源发展对二氧化碳排放影响的模型构建

清洁能源发展不仅可以优化经济结构、促进经济可持续增长,还可以优化能源消费结构、促进二氧化碳减排。STIRPAT模型是确定环境污染影响因素的经典方法,其基本形式如下:

$$I_t = aP_t^b A_t^c T_t^d e_t \quad (8)$$

其中, I 表示某种环境污染物排放水平, P 表示人口规模, A 表示经济繁荣, T 表示技术因素。另外,已有研究已经证实能源消费结构和政府环境规制也是影响中国二氧化碳排放的重要因素(林伯强和李江龙, 2015; 张友国, 2015)。因此,为了考察清洁能源发展对中国二氧化碳排放的影响,本文对模型(8)进行拓展,构建出二氧化碳排放的影响因素模型。我们对拓展模型中的所有变量进行取对数处理,以消除可能存在的异方差。另外,为了更直观地显示模型各变量,本文以更具体的形式表达模型变量,扩展后的模型具体形式如下:

$$LCO_{2it} = C + \beta_1 LPOP_{it} + \beta_2 LGDP_{it} + \beta_3 LEI_{it} + \beta_4 LCE_{it} + \beta_5 LENS_{it} + \beta_6 LER_{it} + \mu_{it} \quad (9)$$

其中, C 是常数项, CO_2 表示二氧化碳排放, POP 表示总人口。GDP表示经济繁荣,用人均GDP来衡量; EI 是能源强度,用来衡量技术水平; CE 表示清洁能源; ENS 表示能源消费结构; ER 表示环境规制; β_j 表示待估计的参数。基于模型(9)确定的具体变量,以模型(3)的理论形式为依据,构建出研究二氧化碳排放的非参数可加回归模型,其具体形式如下:

$$LCO_{2it} = C + \beta_1 LPOP_{it} + \beta_2 LGDP_{it} + \beta_3 LEI_{it} + \beta_4 LCE_{it} + \beta_5 LENS_{it} + \beta_6 LER_{it} + g_1(LPOP_{it}) + g_2(LGDP_{it}) + g_3(LEI_{it}) + g_4(LCE_{it}) + g_5(LENS_{it}) + g_6(LER_{it}) + \mu_{it} \quad (10)$$

其中, $g(\cdot)$ 表示非参数函数,其他部分与模型(9)相同。

(三) 变量选择和数据来源

本文是采用非参数可加回归模型分别调查清洁能源发展对区域经济增长和二氧化碳排放的影响。构建出的经济增长模型(模型7)和二氧化碳排放模型(模型10)变量是不同的,具体介绍如下:

1. 经济增长模型的变量选择

清洁能源发展对经济增长影响模型的被解释变量是经济增长。现有文献研究大多使用人均GDP来衡量经济增长,本文也采取这一做法,使用各省份人均GDP来表示各省份经济增长水平(元)。为了消除价格因素的影响,本文使用人均GDP缩减指数对人均GDP进行价格平减。解释

变量包括五个: 第一个是清洁能源(CE)。各省区市统计年鉴给出本地区历年能源生产总量以及一次电力(水电)和其他能源(核能、风能、地热能等清洁能源)占能源生产总量的比重。因此,本文用能源生产总量乘以清洁能源所占比重计算出各省份清洁能源产量,用以衡量清洁能源生产规模(亿千瓦时)。部分省区市统计年鉴中清洁能源数据不完整,本文使用《中国能源统计年鉴》中各省区市水电、核能、风力和太阳能等清洁能源发电量数据计算出的清洁能源产量来弥补。第二个是城市化(URB),用城镇人口占总人口的比率来衡量(%)。第三个是劳动投入(LAB),采用从业人员数来表示劳动投入(万人)。第四个是资本投入,使用永续盘存法测算样本期资本存量(陈诗一, 2009)。第五,技术进步。本文采用 Malmquist 生产率指数法计算全要素生产率,用以度量技术进步(张健华和王鹏 2010)。

2. 二氧化碳排放模型的变量选择

清洁能源发展对二氧化碳排放影响模型的被解释变量是二氧化碳排放(万吨)。各省份统计年鉴给出标准化后的能源消费总量(吨标准煤),以及煤炭、石油、天然和清洁能源各自占总能源消费的比重。联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC)、国际能源署(IEA)和美国能源署(EIA)公布的吨标准煤的二氧化碳排放系数在 2.68—2.72 吨之间。本文使用它们的平均值,将吨标准煤的二氧化碳排放系数定为 2.70 吨。本文使用折算成标准煤的三种化石能源(煤炭、石油和天然气)消费总量乘以标准煤的二氧化碳排放系数,即获得二氧化碳排放总量。解释变量包括五个: 第一个是清洁能源(CE),与经济增长模型中的清洁能源相同。第二个是总人口,用年底总人口来表示。第三个是经济增长,用人均 GDP 来衡量。为了消除价格因素的影响,本文采用人均 GDP 缩减指数对人均 GDP 指标值进行价格平减。第四个是能源强度,由能源消费量除以 GDP 获得,以度量技术水平的高低。第五个是能源消费结构。使用煤炭消费量占总能源消费量的比重来表示能源消费结构。第六个是环境规制。使用工业产出单位二氧化硫(SO₂)排放量和工业产出单位烟粉尘排放量两个指标来构建环境规制指数(ER)。环境规制指数的计算方法参见董直庆和王辉(2019)。

3. 数据来源

本文样本数据的样本期(1979—2030)由两部分构成: 第一个样本期是 1979—2016 年。该样本期的各省区市人均 GDP、人均 GDP 缩减指数、城镇人口、总人口、清洁能源产量和从业人员数的数据来源于历年《中国统计年鉴》; 资本存量的原始数据来源于历年各省份统计年鉴; 能源消费结构的原始数据来源于《中国能源统计年鉴》。第二个样本期是 2017—2030 年。第二个样本期的样本数据为预测数值,使用预测数据的原因解释如下: 部分学者认为现阶段中国清洁能源产量规模仍较小,占总能源产量比重较低,其对二氧化碳减排和区域经济增长的贡献可能是有限的。虽然现阶段中国清洁能源消费占总能源消费的比重还较小,但是相关学者使用相关方法预测指出: 到 2030 年中国清洁能源需求将达到 8 亿吨标准煤,清洁能源消费占总能源消费比重提高到 21%。清洁能源消费快速增加将显著减少传统化石能源消费比重,降低经济增长的碳强度。而且,中国政府承诺到 2030 年将单位 GDP 的二氧化碳排放量在 2005 年基础上下降 60%—65%,并且控制二氧化碳排放总量增长,力争在 2030 年左右碳排放总量达到峰值,然后逐步下降。所以,为了从更长远角度来考察清洁能源发展对二氧化碳减排和经济增长的作用,本文基于各变量 1979—2016 年的真实数据,采用统计预测法预测出各变量 2017—2030 年的数值。使用预测方法进行数据预测过程如下: 考虑到人均 GDP 缩减指数、全要素生产率和固定资产投资价格指数的数据相对比较稳定,没有明显的时间趋势,本文选择 ARIMA 模型对其进行预测。模型首先根据数据的平稳性选择单整阶数,然后根据数据序列的自相关函数和偏自相关函数的拖尾性和截尾性筛选最优的自回归阶数和移动平均阶数进行预测。而对于其余具有明显水平项和时间趋势的变量(例如,人均 GDP、清洁能源产量、总能源消费量、工业产值、环境规制和从业人员数等),采用双指数模型(double exponential model)

对其进行预测。对 1979—2016 年变量真实数据与其预测数据比较发现 ,变量实际值和预测值拟合程度高、误差小。这表明本文选用的预测方法是适合的、优良的。样本期外(2017—2030 年) 预测结果具有较高可靠性。

四、主要发现与稳健性分析

(一) 中国清洁能源发展与经济增长和二氧化碳排放关系形式检验

在使用非参数可加回归模型考察清洁能源发展对区域经济增长和二氧化碳排放影响之前 ,我们有必要对它们之间的关系形式进行初步检验 ,以验证设定模型的适用性。基于中国 30 个省区市 1979—2030 年面板数据 ,本文分别绘制出清洁能源发展与经济增长和二氧化碳排放之间关系的散点图(图 1) 。由图 1 可以看出 ,清洁能源发展与经济增长和二氧化碳排放之间均同时存在着大量的线性和非线性关系。这也证实了本文使用非参数可加回归模型是合理的、适用的。

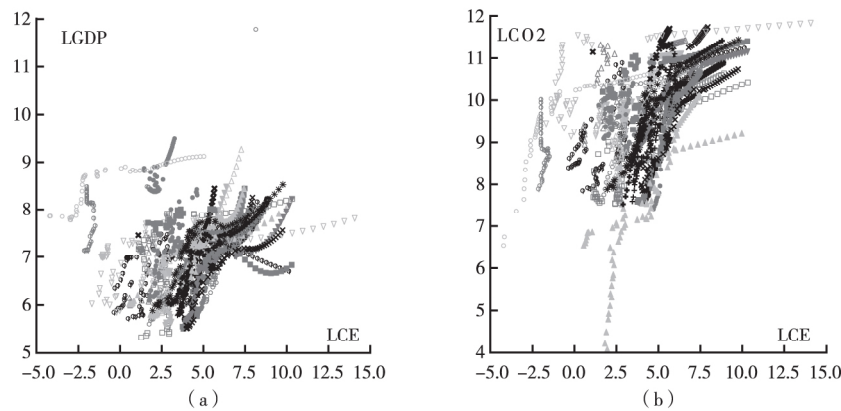


图 1 清洁能源发展(LCE) 与经济增长(LGDP) 和二氧化碳排放(LCO₂) 的关系^①

(二) 内生性检验

在使用非参数可加回归模型进行回归估计之前 ,需要解决清洁能源发展与二氧化碳排放以及经济增长之间可能存在双向因果关系而产生的内生性问题。如果存在内生性 ,将导致模型估计结果是有偏和不一致的(邵帅等 ,2019) 。本节将使用相关检验方法 ,分别检验清洁能源发展在二氧化碳排放模型和经济增长模型中是否为内生变量(见表 1) 。首先 ,我们利用 DWH 检验法(Wu , 1974; Hausman , 1978) ,对经济增长方程(6) 中清洁能源(LCE) 的内生性进行检验。Durbin-Wu-Hausman 检验的结果是接受原假设 ,即清洁能源是外生的。其次 ,使用 EHR 变量弱外生性检验法(Engle et al. ,1983; Bravo-Ortega & Marin , 2011) ,检验清洁能源在二氧化碳排放模型(模型 9) 中的内生性。检验的 F 统计量值为 3. 79 ,对应的 P 值为 0. 0516 ,在显著性水平为 5% 的条件下 ,检验结果接受原假设。这表示在二氧化碳排放中 ,清洁能源也是外生的。

表 1 内生性检验: 清洁能源

原假设: 变量 LCE 是外生的; 备择假设: 变量 LCE 是内生的。					
清洁能源对经济增长的影响(模型 6)			清洁能源对二氧化碳的影响(模型 9)		
Wu-Hausman F 检验	F(1 ,1492) = 0. 00007	P 值 = 0. 99	原假设	F 统计量	P 值
Durbin-Wu-Hausman Chi-sq 检验	Chi-sq(1) = 0. 00007	P 值 = 0. 99	$\hat{\gamma} = 0$	F(1 ,1447) = 3. 79	0. 0516

^① 此图是基于 30 个省份面板数据绘制得出 ,其中图(a) 中每条曲线表示一个省份清洁能源发展与经济增长之间关系形式 ,图(b) 中的每条曲线表示一个省份清洁能源发展与二氧化碳排放之间的关系形式。

(三) 清洁能源发展对区域经济增长的影响

本文使用非参数可加回归模型分别对东部、中部和西部地区进行回归估计。同时,为了比较非参数可加回归模型的拟合效果,本文也给出传统线性面板模型的估计结果。其中,线性影响结果见表 2,非线性影响结果见图 2。限于文章篇幅,只给出清洁能源发展对我国东中西三大区域经济增长的线性和非线性影响结果,并对估计结果进行详细分析讨论,其他解释变量(资本投入、劳动投入、技术进步和城市化)的非线性影响结果没有给出,留存备索。

表 2 清洁能源发展对区域经济增长的线性影响结果

模型类型	变量	东部	中部	西部
非参数可加回归模型的线性部分	截距	3.224 ^{***}	3.837 ^{***}	6.780 ^{***}
	清洁能源	-0.108 ^{***}	-0.010 ^{**}	-0.076 ^{***}
	城市化	0.845 ^{***}	0.718 ^{***}	0.146 ^{***}
	劳动投入	0.093 ^{***}	0.015 ^{**}	0.337 ^{***}
	资本投入	0.105 ^{***}	0.081 ^{***}	0.257 ^{***}
	技术进步	-0.146 ^{**}	0.083	0.032
传统线性面板模型的估计结果	截距	3.786 ^{***}	4.019 ^{***}	4.407 ^{***}
	清洁能源	-0.108 ^{***}	-0.064 ^{***}	-0.063 ^{***}
	城市化	0.688 ^{***}	0.259 ^{***}	0.130 ^{***}
	劳动投入	0.078 ^{***}	0.170 ^{***}	0.123 ^{**}
	资本投入	0.113 ^{***}	0.170 ^{***}	0.237 ^{***}
	技术进步	-0.115 ^{**}	-0.010	-0.020

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下通过显著性检验,以下各表相同。

1. 线性影响结果

由表 2 可以看出,在 10% 或更高的显著性水平下,大多数解释变量的线性部分估计结果通过了显著性检验。其中,清洁能源发展对东、中、西三大区域经济增长的影响系数分别为 -0.108、-0.010 和 -0.076,表示清洁能源产出每增加 1%,东中西三大区域经济增长将分别下降 0.108、0.010 和 0.076 个百分点。线性影响系数为负,表示平均来看清洁能源发展阻碍了经济增长。这主要因为清洁能源产业属于战略性高新技术产业,大力发展清洁能源不仅需要投入大量研发资金和研发人员,还需要投入大量资金建设相关配套基础设施。另外,清洁能源企业自身往往缺乏充足的资金投入,需要各地方财政和税收部门扩大财政支持力度,并实施优惠的税收减免政策。这将增加经济增长的负担,所以清洁能源发展对经济增长影响为负。但是随着清洁能源规模快速扩大,清洁能源发展对经济增长的贡献度将快速提高,促进经济优质高效增长。

2. 非线性影响结果

图 2 给出清洁能源发展对中国东中西三大区域经济增长的非线性影响。

第一,对于东部地区,清洁能源发展对经济增长的非线性影响在 1% 的显著性水平下通过显著性检验(卡方检验),表示清洁能源发展对经济增长的非线性影响是显著的。具体来看,清洁能源发展对经济增长产生一个“W 形”的非线性影响。这表示在早期阶段,清洁能源发展阻碍了经济增长。这主要因为,清洁能源发展初期需要大量资金投入,例如大型水电站、光伏电厂和核电站建设。庞大的资金使得很多企业无力承担,这需要政府财政资金投入。另外,为了鼓励清洁能源产业快速发展,各级地方政府税收部门都实行优惠的税收政策,例如对清洁能源生产企业实施所得税减免、免征关税和消费税等。对清洁能源行业的财政资金投入和税收减免增加了经济增长的负担,从而

一定程度上阻碍了经济增长。在中间阶段,清洁能源发展对经济增长影响出现小幅的波动,主要原因是一些宏观因素冲击造成的。例如,国际金融市场波动使得国内清洁能源生产企业(光伏企业和生物能企业)受到冲击,生产出现一定波动,从而使清洁能源对经济增长影响出现小幅波动。在后期阶段,随着清洁能源产业规模不断扩大,清洁能源发展不仅带动了大量人员就业和相关产业(铀矿开采、硅料、晶体硅、薄膜电池和电池组件制造等)发展,而且清洁能源生产规模扩大促进其生产成本下降和清洁能源价格回落。这将降低工业生产企业生产成本,有利于企业扩大生产规模、增加产出,从而促进经济增长。

第二,对于中部地区,清洁能源发展对经济增长的非线性影响表现为一个平缓的“W形”模式。这表示在早期阶段,清洁能源发展没有起到拉动经济增长的作用。主要原因是中部地区是中国粮食主要产区,每年产生大量粮食和农作物秸秆。农作物秸秆可以用来发电和生产固体生物质燃料,而玉米、大豆等粮食可以用来制造生物柴油和乙醇汽油等生物燃油。生物质能原材料大多来自于废弃的农作物秸秆,原料来源分散决定了生物质能生产企业规模小而分散。数量众多的新能源生产企业需要政府财政资金支持 and 税收政策倾斜,从而增加了地方经济增长的负担。中期阶段,清洁能源发展对经济增长影响平稳。在后期阶段,清洁能源发展推动了经济增长。这主要因为通过早中期阶段发展,中部地区清洁能源生产企业规模扩大,企业市场生存能力、竞争力提高,清洁能源产量增加。同时,清洁能源发展带动相关新兴战略产业(节能环保产业和新能源产业)发展,成为地方经济新的增长点。因此,长期来看清洁能源发展拉动中部地区经济增长。

第三,对于西部地区,清洁能源发展对经济增长产生一个“倒U型”的非线性影响。这表示在早期阶段,清洁能源产业发展有利于经济增长;而在后期阶段,清洁能源发展对经济增长的促进作用逐步消失。其主要原因解释如下:西部地区蕴藏着丰富的水电和风电资源。为了避免走“先污染、后治理”的经济发展老路,西部地区积极开发清洁能源,逐步减少传统化石能源的消耗。而且,水电能源具有价格低、清洁环保可再生的特点。在早期阶段,发展以水电为代表的清洁能源,一方面可以满足工业行业能源消费需求和控制企业生产成本;另一方面,这些清洁能源开发建设需要大量固定资产投资,可以带动钢铁、水泥和机械装备制造业等相关产业发展,从而促进经济增长。而长期来看,西部地区实现经济可持续增长仍然主要依靠技术进步和科技创新,能源消耗占企业生产成本的比重将逐步下降,清洁能源产业发展对经济增长的贡献逐步缩小。

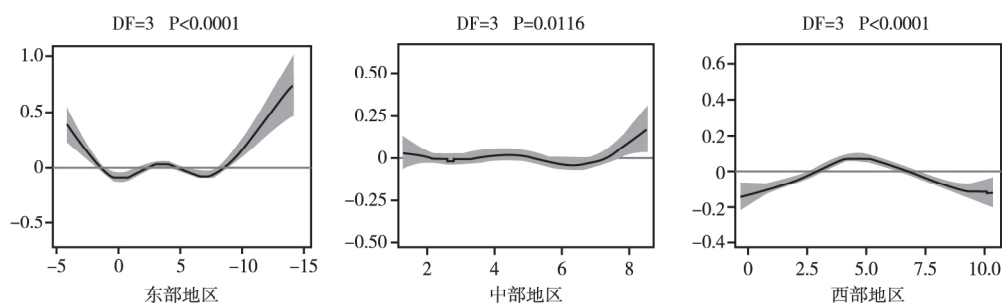


图2 清洁能源发展对中国区域经济增长的非线性影响

(四) 清洁能源发展对区域二氧化碳排放的影响

本节将对模型(10)进行估计,并对回归结果进行深入分析和讨论。其中,非参数可加回归模型的线性影响结果由表3给出,非线性结果见图3。

1. 线性影响结果

清洁能源发展对东中西三大区域二氧化碳排放的影响系数均为正,但数值较小。这表示平均来看,清洁能源发展没有起到显著减少二氧化碳排放的作用。主要原因是清洁能源规模仍较小,能

源消费仍然主要依靠传统化石能源煤炭和石油。在能源消费需求快速增长的背景下,化石能源消费的增长量远大于清洁能源消费增长量,导致清洁能源消费的二氧化碳减排作用被抵消掉。而环境规制对东中西三大区域二氧化碳排放的影响系数均为负值,表示各地方政府加大环境治理力度有助于减少二氧化碳排放。

表 3 清洁能源发展对区域二氧化碳排放的线性影响结果

模型类型	变量	东部	中部	西部
非参数可加回归模型的线性部分	截距	-6.244***	-3.809***	-4.206***
	清洁能源	0.013***	0.073***	0.079***
	经济增长	0.602***	0.921***	0.716***
	能源结构	0.187***	0.134***	0.376***
	能源强度	0.677***	0.521***	0.363***
	环境规制	-0.271***	-0.127***	-0.125***
	人口规模	1.063***	0.748***	0.732***
传统线性回归模型估计结果	截距	-6.315***	-15.282***	-3.514***
	清洁能源	0.031***	0.041**	0.107***
	经济增长	0.656***	0.498***	0.677***
	能源结构	0.168***	0.359***	0.480***
	能源强度	0.609***	0.258***	0.249***
	环境规制	-0.245***	-0.119***	-0.103***
	人口规模	1.049***	2.248***	0.631***

2. 非线性影响结果

第一,由图 3 可以看出,清洁能源发展对东部地区二氧化碳排放产生一个“M 形”的非线性影响,并均在 1% 的显著性水平下通过显著性检验。这表示在早期阶段,清洁能源发展没有起到显著减少二氧化碳排放的作用。东部地区经济发达、工业经济规模大,需要大量能源支撑。但是,东部地区的能源资源蕴藏不丰富,煤炭主要分布在中部和西部地区。而且化石能源使用带来的以二氧化碳大量排放为代表的环境污染,已经使政府意识到削减煤炭和石油消费、扩大清洁能源使用的重要性和紧迫性。但是,早期阶段,由于清洁能源行业规模较小,没有起到有效降低二氧化碳排放的作用。中期阶段,受各种宏观因素冲击,清洁能源行业发展出现一定波动,从而对二氧化碳排放的影响也有小幅变化。长期来看,清洁能源规模不断扩大,其二氧化碳减排作用逐步显现出来。

第二,清洁能源发展对中部地区二氧化碳排放产生一个平缓的“U 型”非线性影响。这表示在早期阶段,清洁能源发展有助于减少二氧化碳排放;而在后期阶段,清洁能源发展没有起到显著减少二氧化碳排放的作用。这主要因为中部地区是中国粮食主要产区,每年生产出大量农产品和农作物秸秆。同时,中部地区还蕴藏一定规模的水电资源,例如 1991—2016 年湖北和湖南两省的年均水电产量位居全国所有省份的第二位(702.7 亿千瓦时)和第四位(307.5 亿千瓦时)。为了缓解能源短缺和控制化石能源消费带来的二氧化碳排放,中部地区重点发展以水电和生物质能为代表的清洁能源。在早期阶段,水电和生物质能(生物柴油和乙醇汽油)不仅可以有效缓解能源短缺,还可以减少化石能源消费带来的二氧化碳排放。然而,中部地区的水电资源蕴藏量也是有限的。随着经济进一步发展,能源消费总量快速增长带来的规模效应超过清洁能源发展带来的结构效应,从而导致清洁能源发展的二氧化碳减排作用难以凸显。

第三,清洁能源发展对西部地区二氧化碳排放产生一个“U 型”非线性影响,即清洁能源发展

的二氧化碳减排作用主要体现在早期阶段。西部地区蕴藏着丰富的水力、风能和太阳能资源。鉴于水电开发技术较为成熟,西部地区在早期阶段积极开发蕴藏丰富的水电资源。1991—2016年,四川、云南、广西和贵州四省年均水电产量分别排列全国所有省份的第一位(874.1亿千瓦时)、第三位(621.0亿千瓦时)、第五位(299.1亿千瓦时)和第六位(288.2亿千瓦时)。大量水电能源可以满足工业生产需求,有利于减少化石能源消费及其产生的二氧化碳排放。同时,西部地区积极开发风能和太阳能可以满足生活能源消费需要,减少居民生活燃煤使用量,从而有利于控制生活用能产生的二氧化碳排放。而长期来看,经济发展不仅促进西部地区工业规模不断扩大,居民生活的能源强度也快速提高,这导致能源消费量快速增长。能源消费总量快速增加带来的规模效应超过清洁能源发展带来的结构效应,从而使得清洁能源发展的二氧化碳减排效应被逐步侵蚀掉。

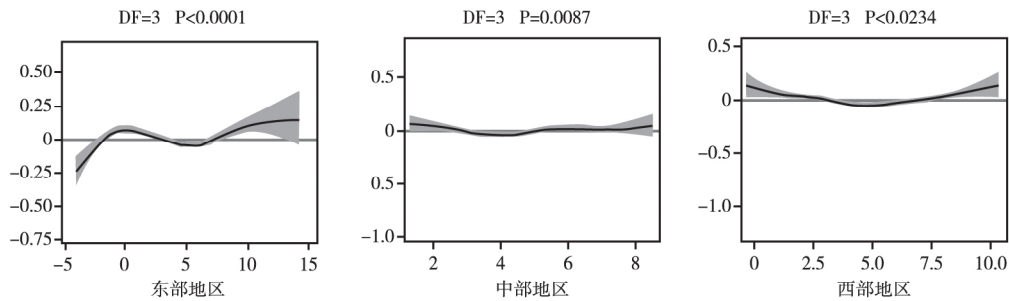


图3 清洁能源发展对我国三大区域二氧化碳排放的非线性影响

(五) 拟合效果检验

在获得模型回归结果以后,需要对模型拟合效果进行检验,以检验模型估计的有效性。为了检验非参数可加回归模型估计结果的有效性,本文也使用传统线性面板回归模型进行回归估计,两种模型估计结果的残差平方和见表4。可以看出,非参数可加回归模型估计得到的残差平方和均明显小于传统线性面板回归模型的残差平方和,表明非参数可加回归模型的拟合效果更优良。

表4 非参数可加回归模型和传统线性面板回归模型的残差平方和

	被解释变量: 二氧化碳排放		被解释变量: 经济增长	
	传统线性面板模型 残差平方和	可加回归模型 残差平方和	传统线性面板模型 残差平方和	可加回归模型 残差平方和
东部地区	33.939	8.626	79.622	8.608
中部地区	30.302	6.169	29.963	7.511
西部地区	86.236	8.632	24.518	9.637

(六) 稳健性检验

在获得模型回归结果以后,需要对模型的稳健性进行检验,以检验回归结果的可靠性。由于非参数部分估计结果对变量数据变动敏感,变量数据稍有调整均会造成非参数部分估计结果(非线性图形)显著变化,因此本文将以参数部分估计结果来检验模型估计结果的稳健性。首先,借鉴史贝贝等(2017)的做法,使用国内生产总值代替人均国内生产总值,来衡量经济增长水平。用国内生产总值作为因变量的回归结果与本文前面使用人均国内生产总值作为因变量的回归结果相比较,以检验上文估计结果的稳健性。由表5的结果可以看出,清洁能源及其他解释变量的回归系数符号与表2中的各解释变量回归系数符号一致,这说明本文的模型估计结果是稳健的。

表 5 清洁能源发展对区域经济增长的线性影响结果(因变量:国内生产总值)

模型类型	变量	东部	中部	西部
非参数可加回归模型的线性部分	截距	-0.944 ***	1.103 ***	3.590 ***
	清洁能源	-0.029 ***	-0.018 **	-0.099 ***
	城市化	0.153 ***	0.116 ***	0.291 ***
	劳动投入	0.854 ***	0.614 ***	0.161 ***
	资本投入	0.188 ***	0.220 ***	0.212 ***
	技术进步	-0.054 *	0.114	0.023
传统线性面板模型的估计结果	截距	-0.501 ***	2.208 ***	2.294 ***
	清洁能源	-0.066 ***	-0.004 ***	-0.0003 ***
	城市化	0.117 ***	0.196 **	0.066
	劳动投入	0.817 ***	0.307 ***	0.314 ***
	资本投入	0.194 ***	0.191 ***	0.240 ***
	技术进步	-0.030 **	0.014	0.050

表 6 清洁能源发展对区域二氧化碳排放的线性影响结果(名义人均 GDP)

模型类型	变量	东部	中部	西部
非参数可加回归模型的线性部分	截距	-0.526 ***	2.768 ***	2.350 ***
	清洁能源	0.003 ***	0.049 ***	0.020 ***
	经济增长	0.478 ***	0.823 ***	0.883 ***
	能源结构	0.026 **	0.031 *	0.109 ***
	能源强度	1.081 ***	0.846 ***	0.796 ***
	环境规制	-0.256 ***	-0.021 ***	-0.007 ***
	人口规模	0.520 ***	0.082 ***	0.011 *
传统线性面板模型的估计结果	截距	-0.722 ***	-2.190 **	1.293 **
	清洁能源	0.017 ***	0.023 ***	0.041 ***
	经济增长	0.542 ***	0.846 ***	0.800 ***
	能源结构	0.043 *	0.209 ***	0.111 ***
	能源强度	1.121 ***	0.835 ***	0.668 ***
	环境规制	-0.237 ***	-0.020 ***	-0.015 ***
	人口规模	0.508 ***	0.409 ***	0.233 ***

其次,根据计量经济学理论,用于模型估计的变量数据应该是真实数据。所以,在具体的实践过程中,对二氧化碳排放影响因素模型中的经济增长变量(用人均 GDP 数值衡量),采用人均国内生产总值缩减指数对人均国内生产总值进行价格平减。为了检验清洁能源发展对二氧化碳排放的模型估计的稳健性,借鉴魏浩(2016)的做法,本文使用名义的人均国内生产总值数据进行模型回归估计(见表 6)。由表 6 中结果可以看出,各解释变量(包括清洁能源发展)对二氧化碳排放影响的正负号与表 3 中的结果一致。这表明本文表 3 中清洁能源发展对二氧化碳排放影响的估计结果是稳健的。

五、结论和政策建议

本文基于中国 30 个省份 1979—2016 年的真实数据和 2017—2030 年的预测数据组成的面板样本数据,采用非参数可加回归模型细致考察清洁能源发展对中国区域二氧化碳排放和经济增长

的线性和非线性影响。线性影响结果显示,清洁能源发展没起到减少东中西三大区域二氧化碳排放的作用;而且,各地方政府对清洁能源发展投入大量财政资金和实施税收减免增加了经济负担,阻碍了东中西三大区域经济增长。线性影响结果是从平均角度来考察清洁能源发展对二氧化碳排放和经济增长的影响。而实际上,经济现象是复杂多变的,清洁能源不仅要遵循市场规律而发展,它还受到政府财政和税收等宏观经济政策影响,从而导致清洁能源在不同阶段发挥的作用存在差异。因此,基于阶段性视角,考察清洁能源发展对区域二氧化碳减排和经济增长的作用更符合客观实际,更具有借鉴意义。本文获得的主要非线性结论有以下几点:

第一,清洁能源发展对东部地区二氧化碳排放产生一个“M型”非线性影响,即在早期阶段,清洁能源发展没有起到减少二氧化碳排放的作用;中期阶段,宏观经济冲击导致清洁能源发展出现波动,其对二氧化碳排放的影响也有小幅起伏;长期来看,清洁能源发展有助于二氧化碳减排。因此,为了提高早期阶段清洁能源的二氧化碳减排作用,中央和地方政府应该采取多种措施(财政和税收政策),促使清洁能源行业快速发展。例如,政府对新能源汽车消费、光伏企业生产和清洁电能入网提供一定比例的财政补贴和税收减免。

第二,清洁能源发展对中部地区二氧化碳排放产生一个平缓正“U型”的非线性影响,即在后期阶段,清洁能源的二氧化碳减排作用难以有效体现。主要原因是中部地区清洁能源(风能、太阳能和生物质能)开发普遍存在着资源分散、开发成本高、规模较小的问题。长期来看,中部地区应该在发展现有水电和生物质能等清洁能源基础上,着重加快核电站规划建设,以扩大清洁能源供给和减少传统煤炭和火电使用。

第三,清洁能源对西部地区二氧化碳排放也产生一个“U型”非线性影响,其主要原因是:西部地区蕴藏丰富的水电资源,多年来西部地区积极开发水电。但是,水电资源蕴藏量是有限的,不可能进行无限制开发。长期来看,水电产量增长将逐步放缓,而经济增长带来的能源消费却快速增长。能源消费总量快速增加带来的规模效应超过水电能源增长带来的结构效应,从而导致清洁能源的二氧化碳减排效应无法显现。西部地区也蕴藏丰富的风电和太阳能资源,因此西部地区应该加大风电厂建设和光伏发电的普及,以减少传统能源消费及其带来的二氧化碳排放。

第四,清洁能源发展对东部地区经济增长产生一个平缓的“W型”非线性影响,表示在早期阶段,清洁能源发展没有起到促进经济增长的作用。主要原因是:为了促进清洁能源快速发展,在早期阶段地方政府往往投入大量财政资金,并实施相应的税收减免等优惠政策。这有效促进了清洁能源发展,但是大量财政资金投入和税收减免增加了经济增长的负担,从而一定程度上阻碍了经济增长。因此,在早期阶段,为了促进清洁能源产业快速发展和增加其对经济增长的贡献,当地政府应该积极引导市场扩大清洁能源消费,避免过度依靠财政资金投入来拉动清洁能源发展。

第五,清洁能源发展对中部地区经济增长的非线性影响表现为一个平缓的“W型”模式。这表示在早期阶段,清洁能源发展没有起到拉动经济增长的作用;在后期阶段,清洁能源发展对经济增长的促进作用逐步显现。主要原因是中部地区适合发展以生物质能为代表的清洁能源。但是,生物质能源的原料分布分散,生物质能生产企业规模小。这需要地方政府财政资金投入,但是财政资金投入一定程度上增加了地方经济增长负担。为了减轻财政投入带来的经济增长负担,政府应该用税收减免、建设土地无偿使用和免除技术和设备进口关税等手段支持清洁能源企业发展。

第六,清洁能源发展对西部地区经济增长的非线性影响为一个“倒U型”模式,表示清洁能源发展起到“先促进、后制约”的作用。这可以解释为:在早期阶段,发展以水电为代表的清洁能源,一方面可以满足工业能源消费需求和控制企业生产成本;另一方面,这些清洁能源开发建设需要大量固定资产投资,可以带动钢铁、水泥和机械装备制造业等相关产业发展,从而促进经济增长。而

长期来看,西部地区实现经济可持续增长仍然主要依靠技术进步和科技创新,能源消耗占企业生产成本的比重将逐步下降,从而清洁能源产业发展对经济增长的贡献逐步缩小。因此,西部地区应重视技术人才培养和技术的吸收和创新,促进经济持续增长。

参考文献

- 曹静 2009 《走低碳发展之路:中国碳税政策的设计及 CGE 模型分析》,《金融研究》第 12 期。
- 陈诗一 2009 《能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展》,《经济研究》第 4 期。
- 董直庆、王辉 2019 《环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应》,《中国工业经济》第 1 期。
- 林伯强、孙传旺 2011 《如何在保障中国经济增长前提下完成碳减排目标》,《中国社会科学》第 1 期。
- 林伯强、李江龙 2014 《基于随机动态递归的中国可再生能源政策量化评价》,《经济研究》第 4 期。
- 林伯强、李江龙 2015 《环境治理约束下的中国能源结构转变——基于煤炭和二氧化碳峰值的分析》,《中国社会科学》第 9 期。
- 鲁万波、仇婷婷、杜磊 2013 《中国不同经济增长阶段碳排放影响因素研究》,《经济研究》第 4 期。
- 彭水军、张文城 2013 《中国居民消费的碳排放趋势及其影响因素的经验分析》,《世界经济》第 3 期。
- 邵帅、李欣、曹建华 2019 《中国的城市化推进与雾霾治理》,《经济研究》第 2 期。
- 邵帅、张曦、赵兴荣 2017 《中国制造业碳排放的经验分解与达峰路径——广义迪氏指数分解和动态情景分析》,《中国工业经济》第 3 期。
- 史贝贝、冯晨、张妍、杨菲 2017 《环境规制红利的边际递增效应》,《中国工业经济》第 12 期。
- 魏浩 2016 《知识产权保护强度与中国的高新技术产品进口》,《数量经济技术经济研究》第 12 期。
- 张健华、王鹏 2010 《中国银行业广义 malmquist 生产率指数研究》,《经济研究》第 8 期。
- 张晓娣、刘学悦 2015 《征收碳税和发展可再生能源研究——基于 OLG-CGE 模型的增长及福利效应分析》,《中国工业经济》第 3 期。
- 张友国 2015 《碳排放视角下的区域间贸易模式:污染避难所与要素禀赋》,《中国工业经济》第 8 期。
- Bhattacharya, M., S. R. Paramati, I. Ozturk, and S. Bhattacharya, 2016, “The Effect of Renewable Energy Consumption on Economic Growth: Evidence from Top 38 Countries”, *Applied Energy*, 162, 733—741.
- Bravo-ortega, C., and A. Marin, 2011, “R&D and Productivity: A Two Way Avenue?”, *World Development*, 39(7), 1090—1107.
- Buja, T. Hastie, and R. Tibshirani, 1989, “Linear Smoothers and Additive-models”, *Annals of Statistics*, 17(2), 453—510.
- Destek, M. A., and A. Aslan, 2017, “Renewable and Non-renewable Energy Consumption and Economic Growth in Emerging Economies: Evidence from Bootstrap Panel Causality”, *Renewable Energy*, 111, 757—763.
- Dogan, E., and F. Seker, 2016, “Determinants of CO₂ Emissions in the European Union: The Role of Renewable and Non-renewable energy”, *Renewable Energy*, 94, 429—439.
- Engle, R., D. Hendry, and J. Richard, 1983, “The Exogeneity”, *Econometrica*, 51(2), 277—304.
- Inglesi-Lotz, R., 2016, “The Impact of Renewable Energy Consumption to Economic Growth: A Panel Data Application”, *Energy Economics*, 53, 58—63.
- Granger, C. W. J., 1988, “Some Recent Developments in a Concept of Causality”, *Journal of Econometrics*, 139(1/2), 199—211.
- Hausman, J. A., 1978, “Specification Tests in Econometrics”, *Econometrica*, 46(6), 1251—1271.
- Kahia, M., M. Kadria, M. S. B. Aïssa, 2016, “What Impacts of Renewable Energy Consumption on CO₂ Emissions and the Economic and financial development? A Panel Data Vector Autoregressive (PVAR) Approach”, *In Renewable Energy Congress (IREC)*, 7th International, IEEE.
- Kahia, M., M. B. Aïssa, and C. Lanouar, 2017, “Renewable and Non-renewable Energy Use-economic Growth Nexus: The case of MENA Net Oil Importing Countries”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 71, 127—140.
- Koçak, E., and A. Şarkgüneşi, 2017, “The Renewable Energy and Economic Growth Nexus in Black Sea and Balkan Countries”, *Energy Policy*, 100, 51—57.
- Stone, C. J., 1985, “Additive Regression and Other Nonparametric Models”, *Annals of Statistics*, 689—705.
- Wu, D. M., 1974, “Alternative Tests of Independence between Stochastic Regressors and Disturbances: Finite Sample Results”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 529—546.
- Zoundi, Z., 2017, “CO₂ Emissions, Renewable Energy and the Environmental Kuznets Curve, A Panel Cointegration Approach”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 72, 1067—1075.

Clean Energy Development , Carbon Dioxide Emission Reduction and Regional Economic Growth

XU Bin^a , CHEN Yufang^b and SHEN Xiaobo^c

(a: School of Statistics , Jiangxi University of Finance and Economics;

b: School of Management , China Institute for Studies in Energy Policy ,

Collaborative Innovation Center for Energy Economics and Energy Policy , Xiamen University;

c: School of Economics , China Center for Energy Economics Research , Xiamen University)

Summary: The huge emission of carbon dioxide has made China the focus of attention of the international community , and the Chinese government is facing increasing pressure to reduce carbon dioxide emissions. To vigorously develop clean energy is not only an important measure to ensure energy security and control carbon dioxide emissions , but also an important role in upgrading industrial structure and achieving green economic growth. Based on the panel sample data of 30 provinces in China mainland from 1979 to 2016 and the forecast data from 2017 to 2030 , this paper investigates the linear and non-linear effects of clean energy development on regional economic growth and carbon dioxide emissions by using non-parametric additive regression model. The results show that from a linear point of view , the development of clean energy has not played a significant role in reducing carbon dioxide emissions and promoting economic growth. However , this does not mean that the positive impact of clean energy on carbon dioxide emission reduction and economic growth at different stages of development is limited. The non-linear results show that at different stages of development , the impact of clean energy development on carbon dioxide emissions and economic growth in the three regions of East , West and Central China is significantly different.

Five major conclusions are obtained. First , the development of clean energy has an “M-shaped” non-linear impact on carbon dioxide emissions in the eastern region. In the early stage , the development of clean energy has not played a role in reducing carbon dioxide emissions , due to its small size of clean energy comparing with large emissions from industrial development. Second , the development of clean energy has a smooth and positive “U-shaped” non-linear impact on carbon dioxide emissions in the central region. The third , clean energy also exerts a positive “U-shaped” non-linear impact on carbon dioxide emissions in the western region , indicating that in the later stage , the role of clean energy in reducing carbon dioxide emissions cannot be reflected. Fourth , the development of clean energy displays a gentle “W-shaped” non-linear impact on economic growth in the eastern region , indicating that in the early stage , the development of clean energy has not played an important part in promoting economic growth. Fifth , the non-linear impact of clean energy development on economic growth in the central region shows a smooth “W-shaped” model. This means that in the early stage , clean energy development did not contribute to stimulating local economic growth. In addition , financial investment could increase the burden of local economic growth to a certain extent. To alleviate the burden of fiscal inputs , the government could support the development of clean energy enterprises by means of free use of land for factory construction and exemption of import tariffs on technology and equipment.

Comparing with previous studies , this paper makes two innovative contributions. First , most of the existing literatures assume that the relationship between economic variables is a linear form , and use the traditional linear model to study the subject. In fact , economic phenomena are complex and dynamic , which leads to non-linear relationships between economic variables. Ignoring a large number of non-linear relationships among economic variables could lead to large errors in the estimated results. Second , most of the existing literature studies the impact of clean energy development on economic growth and carbon dioxide emissions at the national level. But there are significant differences in economic development , industrial structure and energy consumption among regions. If ignoring these objective regional differences , it is difficult to apply the conclusions obtained from the overall national level studies to the development of clean energy needs in different regions. In order to make up for the deficiencies of existing research , this paper uses the newly developed nonparametric additive regression model with data-driven characteristics to study the impact of clean energy development on regional economic growth and carbon dioxide emissions.

Keywords: Clean Energy; Carbon Dioxide Emissions; Economic Growth; Nonparametric Additive Regression Model

JEL Classification: O13 , O18 , Q53 , R23

(责任编辑: 荆 岩) (校对: 晓 欧)